

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

ANGELO MATTIOLI NETO

**ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE O PREÇO DA SOJA
NA BOLSA DE CHICAGO E O PREÇO NO MERCADO FÍSICO PARANAENSE**

CURITIBA

2017

ANGELO MATTIOLI NETO

**ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE O PREÇO DA SOJA
NA BOLSA DE CHICAGO E O PREÇO NO MERCADO FÍSICO PARANAENSE**

Monografia apresentada ao curso de
Graduação em Ciências Econômicas, Setor
de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade
Federal do Paraná.

Orientador: Prof. Dr. Marcos Minoru
Hasegawa

CURITIBA

2017

TERMO DE APROVAÇÃO

ANGELO MATTIOLI NETO

ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO E O PREÇO NO MERCADO FÍSICO PARANAENSE

Monografia apresentada como requisito parcial à obtenção do título de graduação em Ciências Econômicas, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora:

Prof. Marcos Minoru Hasegawa

Orientador - Departamento de Economia – UFPR

Prof. Armando Vaz Sampaio

Departamento de Economia - UFPR

Prof. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt

Departamento Economia - UFPR

Curitiba, 28 de novembro de 2017

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais Angelo José e Fernanda pelas oportunidades que me foram dadas.

A minha esposa Melissa, pelo tempo livre que renunciámos, nos anos que antecederam o término deste trabalho.

Ao professor Marcos Hasegawa pela acolhida, confiança e incentivo.

À empresa Brado Logística, pelas oportunidades de conhecer, muito além dos livros, o funcionamento do agronegócio brasileiro.

RESUMO

Esse trabalho propõe analisar as relações de cointegração e de causalidade entre o preço da soja comercializado no mercado paranaense *spot* (à vista) e preço da soja comercializada na Bolsa de Chicago (mercado de derivativos), fundamentando-se na teoria do mercado eficiente. Para elaboração do trabalho foram utilizadas séries históricas do período entre 24 de agosto de 2012 e 22 de agosto de 2017, totalizando 1.216 observações. Os dados foram submetidos inicialmente aos testes *Dickey-Fuller Aumentado* (DFA) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), de modo a verificar a estacionariedade das séries. Em seguida eles foram submetidos aos testes de *Engle-Granger* e *Teste de Causalidade de Granger* para verificar as relações de cointegração e causalidade. Os resultados apontaram que existe uma relação de longo prazo entre as variáveis e demonstraram que o preço da soja na Bolsa de Chicago pode causar o preço da soja no mercado *spot*, evidenciando estatisticamente que o mercado paranaense é tomador de preços.

Palavras chave: soja, mercado spot, mercado de derivativos, cointegração e causalidade.

ABSTRACT

This work proposes to analyze the cointegration and causality relationships between the price of soy marketed in the spot market of Paraná and the price of soy marketed on the Chicago Stock Exchange (derivative market), based on efficient Market theory. For the elaboration of the work, historical series of the period between August 24, 2012 and August 22, 2017 were used, totaling 1,216 observations. The data were initially submitted to the Augmented Dickey-Fuller (DFA) and Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) tests, in order to verify the stationarity of the series. They were then submitted to the Engle-Granger and Granger Causation Tests to verify the cointegration and causality relationships. The results showed that there is a long-term relationship between the variables and have shown that the price of soybeans on the Chicago Stock Exchange can cause the price of soy in the spot market, statistically evidencing that the market of Paraná is price taker.

Keywords: soybean, spot market, derivatives market, cointegration and causality.

LISTA DE GRÁFICOS

GRÁFICO 1 – PREÇOS MÉDIOS NOMINAIS MENSIS RECEBIDOS PELOS PRODUTORES: 2014 - 2016.....	11
GRÁFICO 2 – EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA NO MERCADO PARANENSE E NA BOLSA DE CHICAGO EM CENTÁVOS DE DÓLAR POR BUSCHEL	19

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – COMPARATIVO POR NÚCLEO REGIONAL DAS SAFRAS	9
TABELA 2 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM NÍVEL.....	20
TABELA 3 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA	20
TABELA 4 – REGRESSÃO DE CO-INTEGRAÇÃO, CONSIDERANDO A VARIÁVEL DEPENDENTE: PREÇO DA SOJA FÍSICA NO MERCADO PARANAENSE.	20
TABELA 5 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER.....	21
TABELA 6 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER.....	21
TABELA 7 – TESTE GRANGER, COM DIREÇÃO DE CAUSALIDADE PARA O PREÇO DA SOJA FÍSICA NO MERCADO PARANAENSE.....	22
TABELA 8 – TESTE DE GRANGER, COM DIREÇÃO DE CAUSALIDADE PARA O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO.....	22
TABELA 9 – TESTE F PARA REJEITAR OU NÃO A HIPÓTESE NULA	23

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	9
1.1. ESTRATÉGIAS DE COMERCIALIZAÇÃO DA SOJA.....	11
1.2. A HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE.....	13
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	14
3. METODOLOGIA.....	16
4. RESULTADOS E DISCUSSÕES	19
4.1. APRESENTAÇÃO DOS DADOS QUE COMPÕEM AS VARIÁVEIS	19
4.2. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS ECONÔMÉTRICOS	20
5. CONCLUSÕES	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	26
APÊNDICE – APRESENTAÇÃO DOS TESTES ECONÔMÉTRICOS	28

1. INTRODUÇÃO

A cultura da soja ocupa um papel fundamental no agronegócio paranaense. A expansão do cultivo da soja no Paraná se deu a partir da década de 70 e hoje é o seu mais importante produto agrícola. Além da expansão da área, a produtividade média das lavouras mais que dobrou, passando dos 1.700 kg/ha que eram colhidos no final dos anos 70, para 3.490 kg/ha colhidos na safra 2016/17. O volume médio paranaense é 9% superior à média brasileira, que alcançou 3.200 kg/ha. (SEAB 2016)

A produção paranaense da soja pode ser observada na tabela 01. A maior área de cultivo está localizada na região de Campo Mourão com cerca de 665 mil hectares. Em seguida aparecem Cascavel com 557 mil hectares e Ponta Grossa com aproximadamente 531 mil hectares.

TABELA 1 – COMPARATIVO POR NÚCLEO REGIONAL DAS SAFRAS

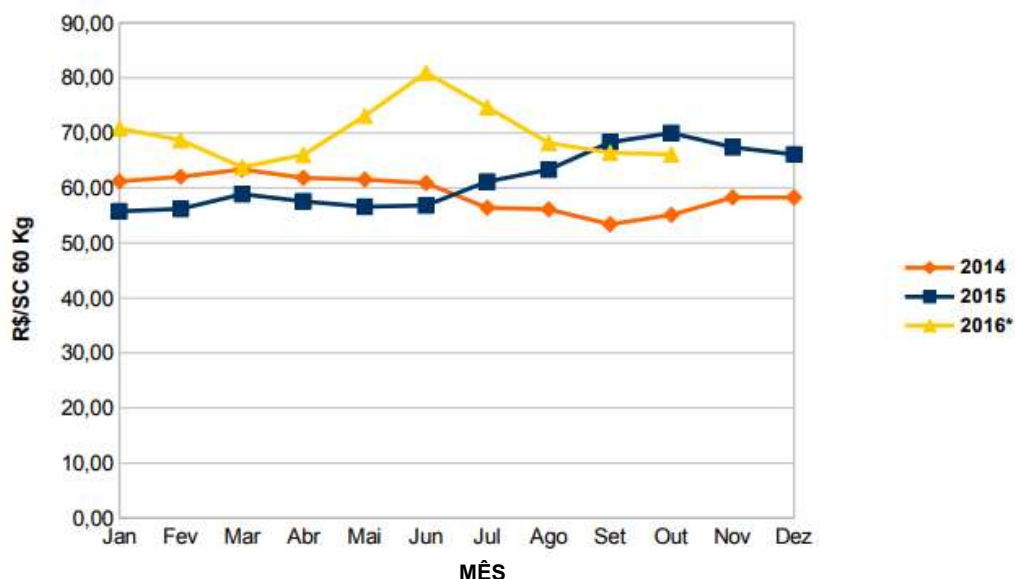
Região	ÁREA PLANTADA (em ha)			PRODUÇÃO (em t)		
	2015/16	2016/17	Var (%)	2015/16	2016/17	Var (%)
Apucarana	123.390	120.500	-2,3	297.507	415.725	39,7
Campo Mourão	669.474	665.000	-0,7	2.098.800	2.364.075	12,6
Cascavel	561.300	557.000	-0,8	1.981.389	2.079.003	4,9
Cornélio Procópio	347.000	348.000	0,3	978.540	1.148.400	17,4
Curitiba	132.810	145.000	9,2	444.913	502.425	12,9
Francisco Beltrão	272.500	272.000	-0,2	900.885	979.200	8,7
Guarapuava	273.000	264.000	-3,3	950.040	963.600	1,4
Irati	174.100	164.100	-5,7	524.911	506.823	-3,4
Ivaiporã	295.750	292.012	-1,3	708.267	934.438	31,9
Jacarezinho	166.249	167.200	0,6	487.488	585.451	20,1
Laranjeiras do Sul	116.400	111.300	-4,4	375.972	389.550	3,6
Londrina	293.416	293.420	0,0	705.945	1.003.496	42,1
Maringá	261.244	263.000	0,7	768.016	907.350	18,1
Paranavaí	38.607	41.680	8,0	112.578	134.626	19,6
Pato Branco	311.700	310.000	-0,5	1.032.008	1.023.000	-0,9
Ponta Grossa	558.200	531.105	-4,9	1.879.459	1.911.978	1,7
Toledo	471.595	470.000	-0,3	1.588.803	1.692.000	6,5
Umuarama	134.391	146.000	8,6	412.177	484.720	17,6
União da Vitória	84.000	80.500	-4,2	260.400	269.675	3,6
TOTAL	5.285.126	5.241.817	-0,8	16.508.098	18.295.535	10,8

FONTE: SEAB / DERAL

O Valor Bruto da Produção Total no Paraná em 2015 foi de R\$ 77,82 bilhões de reais. A cultura da soja foi responsável por R\$ 17,32 bilhões ou 22% do valor total (SEAB 2016). Em relação ao ano de 2014, o crescimento foi de cerca de 8%, decorrente da maior área plantada e consequentemente da maior produção do grão.

O preço médio nominal recebido pelos produtores no Paraná de janeiro até o mês de outubro de 2016 foi de R\$ 69,87 a saca de 60 kg (SEAB 2016). Este valor é cerca de 14% superior ao valor médio recebido pelos produtores no ano de 2015, quando a saca de 60kg foi comercializada por R\$ 61,50 em média (SEAB 2016). No período de um ano os custos variaram menos. A estimativa do DERAL aponta que os custos variáveis da soja em agosto de 2015 foram de R\$ 31,46 por saca. Um ano depois, em agosto de 2016, estes valores subiram cerca de 8%, chegando a R\$ 33,96 por saca. Quando comparamos o preço recebido pelos produtores em agosto de 2015, que foi de R\$ 63,31 e o custo variável que foi de R\$ 31,46 por saca, tem-se uma rentabilidade de mais de 101%. Em agosto de 2016 fazendo a mesma comparação de preço recebido e custo variável temos uma rentabilidade praticamente idêntica, chegando perto dos 101%. Os preços se mantiveram em patamares recompensadores durante o período de 2016. O maior valor recebido pelos produtores paranaenses foi no mês de junho, quando o valor da saca de 60kg chegou a R\$ 80,96. A valorização do dólar foi o principal fator de alta nas cotações internas. Com a queda no valor da moeda americana, a expectativa de uma produção de grande volume nos Estados Unidos e na América do Sul, as cotações recuaram nos últimos meses. O gráfico 01 mostra o comportamento dos preços médios recebidos pelos produtores nos últimos anos.

GRÁFICO 1 – PREÇOS MÉDIOS NOMINAIS MENSAIS RECEBIDOS PELOS PRODUTORES: 2014 - 2016



FONTE: SEAB / DERAL

As exportações paranaenses de soja em grão chegaram a 7,49 milhões de toneladas no acumulado janeiro a setembro de 2016. No mesmo período de 2015 o volume acumulado foi de 7,03 milhões de toneladas e em 2014 em 6,51 milhões de toneladas. Com relação ao destino das exportações, cerca de 90% do total exportado foi para a China, cerca de 2% para a Tailândia e o Taiwan respectivamente, cerca de 1% para o Paquistão e a Espanha. Para os demais países foram destinados cerca de 4% do total comercializado. (SEAB 2016)

1.1. ESTRATÉGIAS DE COMERCIALIZAÇÃO DA SOJA

Existem diversas estratégias de comercialização da soja, porém para fins da elaboração deste trabalho vamos discorrer sobre duas modalidades: o mercado *spot* e o mercado de derivativos. No primeiro, a comercialização do grão ocorre com entrega imediata, e também é conhecido como mercado disponível ou à vista. O preço, condição e prazo de pagamento, bem como a quantidade, qualidade e o local de retirada ou entrega do grão, são determinados durante a negociação diretamente entre as partes ou via corretor de grãos. O mercado *spot* é a forma mais simples de comercialização e a modalidade mais utilizada pelos produtores rurais (ARAUJO 2017).

Por outro lado, o mercado de derivativos, como o próprio nome sugere, são contratos que derivam a maior parte de seu valor de um ativo subjacente, taxa de referência ou índice. O ativo subjacente pode ser físico (café, ouro, etc.) ou financeiro (ações, taxas de juros, etc.), negociado no mercado à vista ou no mercado futuro. Os derivativos podem ser classificados em contratos a termo, contratos futuros, opções de compra e venda, operações de *swaps*, entre outros, cada qual com suas características. Os derivativos, são negociados sob a forma de contratos padronizados, isto é, previamente especificados (quantidade, qualidade, prazo de liquidação e forma de cotação do ativo-objeto), em mercados organizados, com o fim de proporcionar, aos agentes econômicos, oportunidades para a realização de operações que viabilizem a transferência de risco das flutuações de preços de ativos e de variáveis macroeconômicas (ARAUJO 2017).

Os derivativos geralmente são negociados em bolsas específicas, e os volumes transacionados atingem volumes fantásticos. Nos mercados futuros e de opções, como de soja, negocia-se várias vezes a colheita anual, porém a liquidação física (entrega) dos contratos é uma porcentagem mínima dos negócios. (CAVALCANTE 2005).

Em muitos casos, o mercado de derivativos é utilizado por produtores ou compradores, como uma ferramenta para proteger-se das variações do preço das commodities, num processo conhecido como *hedge* (ARAUJO 2017). Do ponto de vista do produtor, podemos exemplificar esse processo através de um exemplo real, que aconteceu com os produtores paraguaios de soja, e que foi divulgado em matéria do Jornal Gazeta do Povo em abril de 2017. Segundo a reportagem, os produtores paraguaios, além da obtenção recorde de colheita, tiveram redução dos custos de produção. Porém a rentabilidade foi afetada, pois o preço da soja caiu significativamente. No início do ano, a saca de soja custava aproximadamente US\$ 20 dólares, em contrapartida três meses depois, o preço caiu para US\$ 17. O resultado disso é que o produtor optou em segurar o produto físico de modo a especular uma eventual subida dos preços. Enquanto isso não ocorre, outros custos aumentam, como por exemplo custo de oportunidade, a depreciação da colheita e os custos de armazenagem. Diante disso surgem algumas perguntas que procuramos discorrer ao longo desse trabalho: O que determina os preços da soja no mercado *spot*? Serão os

custos de produção? Ou talvez o preço da soja no mercado a vista é pré-determinado pelo mercado de derivativos?

1.2. A HIPÓTESE DO MERCADO EFICIENTE

A hipótese do mercado eficiente afirma que mercados financeiros são eficientes em relação à informação. Ou seja, um agente não consegue alcançar consistentemente retornos superiores à média do mercado (com um determinado nível de risco), considerando as informações publicamente disponíveis no momento em que o investimento é feito. As informações relevantes são incorporadas de forma imediata e corretas aos preços dos ativos financeiros conhecida também como a hipótese de eficiência de mercado (HEM). Portanto, a eficiência informacional na qual as informações fluem e os preços são baseados nas melhores informações disponíveis (FAMA 1998).

A teoria do mercado eficiente considera que existem três hipóteses: 1) fraca, 2) semiforte e 3) forte: a primeira hipótese (fraca) diz que os preços negociados para os bens como por exemplo, ações ou *commodities*, refletem toda a informação histórica disponível publicamente. A segunda hipótese (semiforte) afirma que os preços refletem todas as informações publicamente disponíveis, e também que os preços mudam instantaneamente para refletir as novas informações públicas. E por fim a terceira hipótese (forte) afirma que os preços refletem instantaneamente até mesmo informações ocultas ou privilegiadas. Existem algumas evidências a favor e contra as hipóteses fraca e semiforte, enquanto que existem algumas evidências contra a hipótese forte. A validade da hipótese tem sido questionada por críticos que culpam a crença nos mercados racionais pela crise econômica ocorrida em 2008. Defensores da hipótese alertam que a hipótese não consegue garantir a estabilidade de um mercado; se a informação publicamente disponível for instável, o mercado pode também ficar instável.

No período recente a eficiência do mercado de *commodities* agrícolas negociadas nas bolsas de valores, vem sendo objeto de estudo de pesquisadores acadêmicos. O objetivo tem sido aumentar o entendimento do comportamento da descoberta de preços por parte dos agentes atuantes, para então, auxiliar os agentes

tomadores de decisões num cenário de risco. Desta forma o objetivo deste trabalho é verificar se existe uma relação de equilíbrio de longo prazo e de causalidade entre o preço da soja comercializado na Bolsa de Chicago (mercado de derivativos) e o preço da soja física vendido, no Estado do Paraná e com entrega imediata (mercado *spot*), ou em outras palavras, verificar se o preço da soja na Bolsa de Chicago é um previsor do preço *spot* no mercado paranaense.

O trabalho estrutura-se em cinco seções, considerando a primeira esta introdução. A segunda parte faz-se a revisão da literatura; na terceira são apresentadas as metodologias utilizadas na pesquisa; a quarta seção apresenta os dados que compõe as variáveis e analisa os resultados obtidos; e por fim na última seção temos as principais conclusões.

2. REVISÃO DA LITERATURA

Os estudos de artigos acadêmicos e revistas de economia aplicada, que fundamentam a elaboração deste trabalho, permitem afirmar que a influência dos mercados de derivativos, sobre os preços *spot* de certo ativo, consiste em análises que se baseiam em teorias econômicas, como por exemplo a teoria de eficiência de mercado, bem como em teorias econométricas.

Giovelli 2008, propôs verificar a existência de uma ligação estatística entre o mercado *spot* e o mercado futuro de boi gordo e de soja, negociados na Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e na *Chicago Board of Trade* (CBOT). A descoberta de preço em mercados futuros pode ser definida como o uso de preços futuros para determinar expectativas de preço para o mercado *spot*, fornecendo ao produtor a oportunidade de assegurar uma dada cotação. Tanto para o boi gordo, quanto para a soja, o artigo apresenta, as evidências de co-integração entre os preços *spot* e os contratos com vencimento futuros. Os testes econométricos utilizados foram: Dickey-Fuller Aumentado para verificar se as séries são estacionárias e possuem raiz unitária e a metodologia de Johansen para detectar a presença de vetores de co-integração.

Franco, Maciel e Ballini (2014) avaliaram a influência das negociações e da volatilidade dos preços futuros, sobre a volatilidade dos preços à vista nos mercados

de café arábica e de boi gordo no Brasil. Realizaram-se teste de causalidade de Granger, decomposição da variância do erro de previsão, considerando modelo VAR, além de testes de causalidade na variância baseados na função de correlação cruzada e no multiplicador de Lagrange. Os resultados mostraram que, em geral, variações não esperadas do volume de negociação e a variabilidade dos preços futuros alteraram o padrão de volatilidade dos respectivos mercados spot.

Alcântara, Fraga e Valentim (2010) aplicaram a hipótese de eficiência de mercado entre os preços *spot* do boi gordo de algumas relevantes praças no Brasil: Presidente Prudente, Goiânia e Campo Grande, e o preço futuro BM&F. O procedimento adotado foi o de cointegração, para testar a eficiência de mercado sem implicar na ausência de prêmio de risco. Os resultados sugeriram que não foi possível rejeitar a hipótese de que o mercado é eficiente para as praças e não rejeitaram a hipótese da existência de prêmio de risco. Desta forma, o mercado futuro, pode auxiliar no processo de descoberta de preços por parte dos agentes envolvidos.

Margarido, Turolla e Bueno (2007) investigaram a transmissão de preços no mercado mundial de soja usando econometria de séries de tempo. O mercado internacional foi caracterizado através de três preços relevantes: Rotterdam, Argentina e Estados Unidos. O trabalho estimou a elasticidade de transmissão desses preços aos preços no Brasil. Foram realizados testes de causalidade e de cointegração para verificar se há relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados mostraram que Brasil e Argentina podem ser vistos como tomadores de preços no mercado internacional, tendo em vista que a velocidade de ajuste de seus preços em resposta a choques é maior que a verificada para os preços dos Estados Unidos, que são formadores de preços.

Kellard, Newbold, Rayner e Ennew (1999) testaram a hipótese de que num mercado de commodities eficiente o preço no mercado futuro, seria uma previsão ótima do preço no mercado à vista. A análise foi realizada em diferentes mercados futuros: soja, gado, suínos, petróleo bruto e a taxa de câmbio deutsch / dólar. Os autores utilizaram o teste Dickey-Fuller-Aumentado de modo a verificar a estacionariedade das séries e depois submeteram os dados a metodologia de Johansen para analisar a cointegração. As evidências sugeriram que os mercados futuros e *spot* são cointegrados com um coeficiente de união de longo prazo; isto é, a

condição de equilíbrio de longo prazo é válida, no entanto no curto prazo os autores identificaram evidências de ineficiências na maioria dos mercados estudados. Para o mercado de soja em especial, num horizonte de 28 dias as evidências apontaram que esse mercado é eficiente.

Ortiz e Guzmán (2016) estudaram a integração existente entre o preço *spot* do milho branco produzido no México, com o preço do milho amarelo negociado no mercado futuro da Bolsa de Chicago (CBOT) durante o período de 2007 e 2012. Os autores utilizaram o modelo econométrico *Generalised Autorregressive Conditionally Heterocedastic* (GARCH) e evidenciaram através da análise do modelo, que é possível existir uma relação entre os preços *spot* doméstico e os preços futuros, mas numa primeira etapa concluíram que mediante a estimação de vetores que o preço em CBOT não afetou significativamente os preços domésticos, e portanto, não houveram evidências estatísticas da relação entre as variáveis.

3. METODOLOGIA

Ao se trabalhar com séries temporais, primeiramente é necessário atentar para a estacionariedade, isto é, observar a existência ou não de raiz unitária nas séries. Para verificar se as séries são estacionárias, serão empregados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), e o teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) baseia-se em um processo auto regressivo de ordem p , com $p > 1$, conforme a expressão:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma t - 1 + \sum \delta_i \Delta t - i + ut \quad (1)$$

Em que α é o intercepto; t é a tendência determinística; $\Delta Y_t - i$ são termos diferenciados defasados; e ut é o ruído branco. Para se determinar o número de defasagens ($p - 1$) a serem incluídas na regressão, é comum adotar a significância estatística da última defasagem em conjugação com os menores valores dos critérios de informação, como Akaike e Schawrz.

Porém, segundo Gujarati e Porter (2011) o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), possui baixa potência, isto é, apresenta tendência de aceitar a hipótese nula da raiz unitária com maior frequência do que seria seguro, ou seja, este teste pode encontrar uma raiz unitária, mesmo quando não existe nenhuma. Neste caso, de modo a complementar o teste anterior utilizaremos o teste KPSS, cuja principal característica consiste na inversão das hipóteses; a hipótese nula assume a estacionariedade da série. Desta forma, o teste KPSS tende a complementar os testes de raiz unitária. Seja Y_t , com $t = 1, 2, 3, \dots, i$, a séries para qual quer se testar a estacionariedade, e assumindo a noção de que se possa decompor a série na soma de tendência determinística, passeio aleatório, e erro estacionário, têm:

$$Y_t = \varepsilon_t + r_t + u_t \quad (2)$$

Em que r_t , é um passeio aleatório e $r_t = r_{t-1} + u_t$; $u_t \sim N(0)$, é uma distribuição normal, com média zero e variância constante. A hipótese de estacionariedade é simplesmente $\sigma^2 = 0$. Desde que, assumindo ε_t estacionário, no qual considera $\varepsilon = 0$, sob a hipótese nula Y_t ser estacionário em torno de um nível (r_0), em vez de uma tendência. Uma vez constatada que as variáveis são integradas de mesma ordem, parte-se, então, para a fase de se testar a existência de cointegração entre elas.

Para testar a cointegração das variáveis, utilizaremos o teste Engle-Granger ou teste Engle-Granger aumentado, cujo método trata de estimar uma regressão, obter os resíduos e utilizar os testes Dickey-Fuller ou Dickey-Fuller aumentado, que neste contexto, segundo Gujarati e Porter (2011), são testes conhecidos como Engle-Granger (EG) e Engle-Granger aumentado. A expressão 3 representa a regressão submetida ao método dos mínimos quadrados ordinários (MQO). Após obtenção dos resíduos, submetemos -os ao teste ADF, conforme expressão 1 vista anteriormente. O teste mostra que mesmo com várias defasagens os resíduos deverão ser estacionários.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad (3)$$

O teste de causalidade que ficou mais popularizado na literatura deve-se ao economista Clive Granger e assume que o futuro não pode causar o passado nem o

presente. Por exemplo, se o evento A ocorre depois do evento B, sabemos que A não pode causar B. Ao mesmo tempo, se A ocorre antes que B, isso não significa que A, necessariamente, cause B. Na prática, o que temos são duas séries temporais A e B e estaríamos interessados em saber se A precede B, ou B precede A, ou se A e B ocorrem simultaneamente. Essa é a essência do teste de causalidade de Granger. Considere duas séries de tempo X_t e Y_t . O teste de causalidade de Granger assume que a informação relevante para a predição das respectivas variáveis X e Y está contida apenas nas séries de tempo sobre essas duas variáveis. Dessa forma, uma série de tempo estacionária X causa, no sentido de Granger, uma outra série estacionária Y se melhores predições estatisticamente significantes de Y podem ser obtidas ao incluirmos valores defasados de X aos valores defasados de Y. Em termos mais formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$Y_t = \alpha Y(t-1) + \beta Y(t-2) \dots \delta(t-k) + u_t \quad (4)$$

$$X_t = \alpha X(t-1) + \beta X(t-2) \dots \delta X(t-k) + u_t \quad (5)$$

onde u_t são os resíduos que assumimos serem não-correlacionados. A equação (4) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X assim como a valores defasados de Y; a equação (5), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y. O número de defasagens a ser introduzido no teste de causalidade é uma questão prática importante. Portanto utilizaremos o *critério de informação Akaike ou Schwarz* para fazer a escolha. Após a estimação, podemos distinguir quatro casos diferentes:

1. Causalidade unilateral de Y para X: quando os coeficientes estimados em (1) para a variável defasada Y são conjuntamente diferentes de zero e quando o conjunto de coeficientes estimados em (2) para a variável X não forem estatisticamente diferentes de zero.
2. Causalidade unilateral de X para Y: quando o conjunto de coeficientes defasados para a variável Y na equação (1) não for estatisticamente diferente de zero e o conjunto de coeficientes defasados para a variável X forem estatisticamente diferente de zero.

3. Bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões.
4. Independência: quando, em ambas as regressões, os conjuntos de coeficientes defasados de X e Y não forem estatisticamente diferentes de zero.

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1. APRESENTAÇÃO DOS DADOS QUE COMPÕEM AS VARIÁVEIS

Os dados coletados fazem referência ao período entre 24 de agosto de 2012 e 22 de agosto de 2017, totalizando 1.216 observações. As variáveis empregadas no estudo são: o preço físico da soja no mercado paranaense, cuja série histórica obtida no site do CEPEA em dólares por saca, mas que para fins de parametrização com a Bolsa de Chicago, os dados foram convertidos na unidade de medida “centavos de dólar por buschel”. A série histórica com o preço do papel da soja na Bolsa de Chicago, foi extraída da Chicago Board of Trade (CBOT), através da plataforma Bloomberg. O gráfico 2 apresenta a evolução do preço da soja no período entre 2012 e 2017:

GRÁFICO 2 – EVOLUÇÃO DO PREÇO DA SOJA NO MERCADO PARANENSE E NA BOLSA DE CHICAGO EM CENTAVOS DE DÓLAR POR BUSCHEL



FONTE: CEPEA / USP / CBOT

4.2. APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS ECONÔMETRICOS

Antes de realizar o teste de cointegração, deve-se proceder os testes de raiz unitária, com a finalidade de verificar se as séries temporais são estacionárias em nível ou em diferença. A aplicação dos testes conforme Tabela 2, permite concluir após examinar os valores que as séries apresentam raiz unitária em nível, apontando que as mesmas não são estacionárias.

TABELA 2 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM NÍVEL

Item	TESTE ADF		TESTE KPSS	
	Estatística do teste	P valor	Estatística do teste	P valor
Soja física PR	- 2,6726	0,2481	2,2149	< 0,01
Soja Chicago	- 2,6691	0,2498	2,6435	< 0,01

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Os testes realizados em primeira diferença e de acordo com o critério de Akaike, foram trabalhados com cinco defasagens. Seus resultados, apresentados na Tabela 3, conduzem a conclusão que para todas as séries uma única diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. Portanto evidencia-se que todas as séries são integradas de ordem (1).

TABELA 3 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA EM PRIMEIRA DIFERENÇA

Item	TESTE ADF		TESTE KPSS	
	Estatística do teste	P valor	Estatística do teste	P valor
Soja física PR	- 23,0986	< 0,01	0,0828	> 0,10
Soja Chicago	- 17,3547	< 0,01	0,0376	> 0,10

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Determinado a ordem de integração das séries, realiza-se o teste de cointegração. Utilizou-se o método de Engle-Granger, onde estimou-se a regressão, cujos resultados são apresentados na tabela a seguir:

TABELA 4 – REGRESSÃO DE CO-INTEGRAÇÃO, CONSIDERANDO A VARIÁVEL DEPENDENTE: PREÇO DA SOJA FÍSICA NO MERCADO PARANAENSE.

EM PRIMEIRA DIFERENÇA				
Item	Coefficiente	Erro padrão	Razão t	P valor
Constante	-0,5935	0,3502	-1,695	0,0904 *

Preço soja Chicago	0,2879	0,0194	14,77	< 0,01 ***
--------------------	--------	--------	-------	------------

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 10%

***Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Os resíduos encontrados na regressão da tabela acima, foram submetidos ao teste Dickey-Fuller, cujos resultados foram representados na tabela 5. Desta forma, evidenciou-se que os resíduos são estacionários. A escolha de cinco defasagens foi determinada pela utilização do critério de *Akaike*, pois foi o menor valor encontrado entre diversas defasagens experimentadas.

TABELA 5 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER

TESTE ADF (5 DEFASAGENS)		
Item	Estatística do teste	P valor
Resíduos regressão	- 12,9259	< 0,01

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

De modo a complementar o teste Dickey-Fuller Aumentado, submetemos também os resíduos ao teste KPSS, pois como vimos o primeiro é considerado um teste de baixa potência. Os resultados pudemos confirmar na tabela 6 abaixo:

TABELA 6 – TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER

TESTE KPSS (5 DEFASAGENS)		
Item	Estatística do teste	P valor
Resíduos regressão	0,2710	> 0,10

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Com base nas metodologias aplicadas pode-se considerar que as variáveis são co-integradas, ou seja, verificou-se a presença de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Noutras palavras significa dizer que o comportamento do preço da soja física no mercado paranaense está profundamente conectado com o preço da soja na Bolsa de Chicago. Entretanto a existência de uma relação de longo prazo, todavia é insuficiente para evidenciar uma relação de causalidade, pois segundo

Gujarati e Porter (2011), embora a análise de regressão lide com a dependência de uma variável sobre outras variáveis, ela não implica necessariamente causalção. Portanto, através do Teste de Causalidade de Granger, buscamos testar também a existência da causalidade entre as variáveis estudadas. Primeiramente consideramos a possibilidade do preço da soja na Bolsa de Chicago “causar” o preço da soja no mercado paranaense. Os resultados foram apresentados na tabela 7:

TABELA 7 – TESTE GRANGER, COM DIREÇÃO DE CAUSALIDADE PARA O PREÇO DA SOJA FÍSICA NO MERCADO PARANAENSE

EM PRIMEIRA DIFERENÇA (5 DEFASAGENS)				
Item	Coeficiente	Erro padrão	Razão t	P valor
Constante	-0,6754	0,3754	-1,7990	0,0723 *
Preço soja PR (d1)	-0,0960	0,0316	-3,0368	0,0024 **
Preço soja PR (d2)	0,0515	0,0318	1,6195	0,1056
Preço soja PR (d3)	0,0291	0,0318	0,9158	0,3599
Preço soja PR (d4)	0,0691	0,0317	2,1762	0,0297 **
Preço soja PR (d5)	0,0017	0,0308	0,0567	0,9548
Preço soja CHI (d1)	0,1692	0,0228	7,4096	<0,0001 ***
Preço soja CHI (d2)	0,0065	0,0235	0,2803	0,7793
Preço soja CHI (d2)	-0,0046	0,0235	-0,1962	0,8445
Preço soja CHI (d4)	-0,0258	0,0234	-1,1047	0,2695
Preço soja CHI (d5)	-0,0004	0,0232	-0,0204	0,9837

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 10%

***Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Em seguida buscamos testar a causalção reversa, ou seja, de que o preço da soja paranaense causa a variação do preço em Chicago. Os resultados foram apresentados na tabela 8:

TABELA 8 – TESTE DE GRANGER, COM DIREÇÃO DE CAUSALIDADE PARA O PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO.

EM PRIMEIRA DIFERENÇA (5 DEFASAGENS)				
Item	Coeficiente	Erro padrão	Razão t	P valor
Constante	-0,7751	0,5199	-1,4910	0,1362
Preço soja PR (d1)	0,0897	0,0438	2,0496	0,0406 **
Preço soja PR (d2)	0,0480	0,0440	1,0911	0,2755
Preço soja PR (d3)	-0,0424	0,0440	-0,9641	0,3352
Preço soja PR (d4)	0,0071	0,0439	0,1635	0,8701
Preço soja PR (d5)	-0,0374	0,0427	-0,8766	0,3809
Preço soja CHI (d1)	-0,0495	0,0316	-1,5655	0,1177
Preço soja CHI (d2)	-0,0666	0,0325	-2,0456	0,0410 **
Preço soja CHI (d2)	-0,0014	0,0325	-0,0434	0,9654
Preço soja CHI (d4)	-0,0563	0,0324	-1,7356	0,0829 *
Preço soja CHI (d5)	-0,0340	0,0322	-1,0571	0,2907

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 10%

***Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Por fim, os testes F fornecidos na tabela 9, serviram para testar a hipótese de que, coletivamente, os vários coeficientes defasados são iguais a zero.

TABELA 9 – TESTE F PARA REJEITAR OU NÃO A HIPÓTESE NULA

Direção de causalidade	Valor de F	Valor de P	Decisão
Chicago para PR	11,35	< 0,01	Rejeitar
PR para Chicago	1,91	0,0906	Não rejeitar

FONTE: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

No primeiro caso, a hipótese nula é de que o preço da Bolsa de Chicago não causa variação no preço da soja no PR. No segundo caso, a hipótese nula é de que o preço da soja no PR não causa variação no preço da soja em Chicago.

Os testes F demonstraram que as cinco defasagens apresentadas nas tabelas 7 são estatisticamente diferentes de zero. Por outro lado, na tabela 8 ocorre exatamente o contrário e portamos não podemos rejeitar a hipótese nula de que os coeficientes defasados sejam iguais a zero. Noutras palavras significa dizer que a direção da causalidade é da variação do preço em Chicago para o preço no Paraná. Entretanto não há causação reversa da variação do preço no Paraná para Chicago, já que o valor de F é insignificante.

Os resultados encontrados neste trabalho, estão em conformidade com Giovelli (2008) que evidenciou, através do teste de cointegração proposto por Johansen, a existência de uma ligação estatística de longo prazo (cointegração) entre o mercado *spot* e o mercado futuro de boi gordo e de soja. Vimos também que os resultados estão alinhados com as evidências de Franco, Maciel e Ballini (2014) que avaliaram a influência das negociações e da volatilidade dos preços futuros, sobre a volatilidade dos preços à vista nos mercados de café arábica e de boi gordo no Brasil, utilizando o teste de causalidade de Granger. Dessa forma os autores concluíram, que nos anos 2000, a negociação de contratos futuros se constituiu em mais um fator explicativo para o entendimento do comportamento da volatilidade das cotações à vista do café arábica e do boi gordo no Brasil.

Pudemos verificar também que os resultados deste trabalho se assemelham com os resultados encontrados por Alcântara, Fraga e Valentim (2010), que encontraram evidências, através do procedimento de Johansen, de que o mercado futuro, pode auxiliar no processo de descoberta de preços por parte dos agentes envolvidos, à medida em que puderam evidenciar uma relação estatística de longo prazo entre os preços *spot* e futuro da soja. Verificamos ainda que o presente trabalho está em concordância com Margarido, Turolla e Bueno (2007) que investigaram a transmissão de preços no mercado mundial de soja utilizando os testes de causalidade de Granger e cointegração de Johansen para verificar se há relação de longo prazo entre as variáveis. Os resultados mostraram que Brasil e Argentina podem ser vistos como tomadores de preços no mercado internacional, tendo em vista que a velocidade de ajuste de seus preços em resposta a choques é maior que a verificada para os preços dos Estados Unidos, que são formadores de preços.

Por fim analisamos que os resultados obtidos neste trabalho estão alinhados com Kellard, Newbold, Rayner e Ennew (1999) que testaram a hipótese, de que num mercado de commodities eficiente o preço no mercado futuro, seria uma previsão ótima do preço no mercado à vista. No entanto, os resultados a que chegamos neste trabalho, divergem de Ortiz e Guzmán (2016) que não encontraram evidências estatísticas da integração entre o preço *spot* do milho branco produzido no México, com o preço do milho amarelo negociado no mercado futuro da Bolsa de Chicago (CBOT) durante o período de 2007 e 2012.

5. CONCLUSÕES

Este trabalho teve por objetivo avaliar a existência de relações estatísticas entre o preço da soja no mercado físico (*spot*) comercializado no estado do Paraná, e o preço do papel da soja, vendido na Bolsa de Chicago. Primeiramente para avaliar a relação de longo prazo entre as duas variáveis, foi utilizado o teste de cointegração, Engle Granger, cujos resultados apontaram que as variáveis são co-integradas, ou seja, existem evidências estatísticas de uma relação de equilíbrio de longo prazo entre elas. Vimos, entretanto, que a existência de uma relação de longo prazo, não é suficiente para evidenciar uma relação de causalidade, pois embora haja alguma

dependência entre as variáveis, não necessariamente esse fenômeno implica numa relação de causação.

Desta forma também buscamos, através do Teste de Causalidade de Granger, identificar a existência da causalidade entre as variáveis estudadas. Primeiramente consideramos a possibilidade do preço da soja na Bolsa de Chicago “causar” o preço da soja no mercado paranaense. Em seguida testamos o contrário, ou seja, a hipótese do preço paranaense, “causar” o preço em Chicago. Os resultados encontrados confirmaram a intuição que fundamentou a hipótese do nosso trabalho de que a preço do papel da soja em Chicago tem relação de causação com o preço da soja *spot*. O contrário não pode ser evidenciado estatisticamente.

De modo geral este trabalho possibilitou, através de procedimentos econométricos, compreender o processo pelo qual os preços da soja são formados no mercado paranaense. Os resultados empíricos deste trabalho e dos artigos utilizados na revisão de literatura, demonstraram que a formação de preço das commodities em geral ocorre predominantemente na Bolsa de Chicago. No caso da soja, o mercado mundial é formador de preços. Vimos também que o mercado paranaense não tem poder de influenciar as cotações no mercado internacional. Assim podemos concluir que o sistema produtivo paranaense de soja, se assemelha com o modelo microeconômico de concorrência perfeita em que um grande número de produtores ofertam um produto homogêneo, a tecnologia é propagada, com livre entrada e saída de produtores e principalmente em que o preço é dado, ou seja os participantes do mercado paranaense são tomadores de preços.

Além da relevância em termos acadêmicos, este trabalho pode ser útil aos diversos participantes do mercado de soja, na medida em que as relações de causalidade evidenciadas, podem auxiliar nas estratégias de gerenciamento de riscos, bem como na confecção de modelos para descoberta dos preços da soja no mercado *spot*, ou seja, o preço na Bolsa de Chicago, pode ser sugerido como um bom indicador para prever o preço *spot*, auxiliando os agentes econômicos do setor no processo de descoberta do preço futuro, conforme os pressupostos da teoria de eficiência no mercado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALCÂNTARA, W.; FRAGA, G.; VALENTIN, P. **Eficiência de mercado: evidências empíricas para os preços spot e futuro de boi gordo**. Revista de Economia UFPR, Curitiba, v.36, n3, p7-24, set./dez.2014

ANUÁRIO BRASILEIRO DA SOJA 2016. Santa Cruz do Sul, 2016.

ARAUJO, M. **O segredo do grão: o comércio de commodities agrícolas**. 1ª. Edição. Curitiba: 2017.

AZEVEDO, G. Em safra perfeita, Paraguai pode romper marca histórica no campo. **Gazeta do Povo**. Curitiba, 20 abr. 2017.

BLOOMBERG THE COMPANY & ITS PRODUCTS. Disponível em <<http://www.bloomberg.com.br/derivativos/>> Acesso em 14 out. 2017.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS DE ECONOMIA APLICADA (CEPEA). Disponível em <<http://www.cepea.esalq.usp.br/indicador/soja.aspx>> Acesso em 11 nov. 2017.

COMISSÃO NACIONAL DE BOLSAS. **Mercado de capitais. o que é, como funciona**. Rio de Janeiro, Editora Campus, 2005.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO (CONAB). Disponível em <<http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=1253&t=2>> Acesso em 04 nov. 2017.

FAMA, E. **Market Efficiency, Long Term Returns, And Behavioral Finance**. Journal of Finance, 1998.

FRANCO, R.; MACIEL, L.; BALLINI R. **Derivativos sobre commodities influenciam a volatilidade dos preços à vista? Uma análise nos mercados de boi gordo e café arábica no Brasil**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v.52, n3, p418-436, jul. / set.2014.

FURTADO, C. **Formação econômica do Brasil**. 6ª. Edição. São Paulo: Companhia das Letras, 2007.

GIOVELLI, K. **Co-integração entre os mercados spot e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja**. Revista de Economia e Sociologia Rural, Brasília, v.46, n1, p76-96, jan. / mar.2008.

GUJARATI, D.; PORTER, D. **Econometria básica**. 5ª. Edição. Porto Alegre: AMGH, 2011.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em <<http://www.ibge.gov.br/estatisticas-novoportal/economicas/agricultura-e-pecuaria.html>> Acesso em 04 nov. 2017.

INVESTING.COM. Disponível em <<http://br.investing.com/commodities/real-time-futures>> Acesso em 28 out. 2017.

KELLARD, N; NEWBOLD, P; RAYNER, T; ENNEW, C. **The relative efficiency of commodity futures markets**. The Journal of Futures Markets, v.19, n4, p413-432, 1999.

MARGARIDO, M; TUROLLA, F; BUENO, C. **The world market for soybeans: price transmission into Brazil and effects from the timing of crop and trade**. Revista Nova Economia, Belo Horizonte, v.17, n2, p241-270, mai./ago.2007.

ORTIZ, F; GUZMÁN, A. **Transmisión de precios futuros de maíz del Chicago Board Trade al mercado spot mexicano**. Universidad Panamericana, México, 2016

SECRETARIA DA AGRICULTURA E DO ABASTECIMENTO DO PARANÁ. (SEAB). Disponível em <<http://www.agricultura.pr.gov.br/>> Acesso em 21 out. 2017.

APÊNDICE – APRESENTAÇÃO DOS TESTES ECONÔMÉTRICOS

TESTE DICKY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA PARANÁ

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para `PreAoFAsicoSojacentspor`
incluindo 2 defasagens de $(1-L)\text{PreAoFAsicoSojacentspor}$
(o máximo foi 5, critério AIC)
tamanho da amostra: 1213
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00452384

estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,89089$

p-valor assintótico 0,0464

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

diferenças defasadas: $F(2, 1209) = 2,563 [0,0775]$

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0073113

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,67265$

p-valor assintótico 0,2481

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

diferenças defasadas: $F(2, 1208) = 2,681 [0,0689]$

TESTE DICKY-FULLER AUMENTADO EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para `Last`
incluindo 0 defasagens de $(1-L)\text{Last}$
(o máximo foi 5, critério AIC)
tamanho da amostra: 1215
hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)y(-1) + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,00512587

estatística de teste: $\tau_c(1) = -2,34028$

p-valor 0,1595

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,018

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1t + (a-1)y(-1) + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,0104034

estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -2,66912$

p-valor 0,2498

coeficiente de 1ª ordem para e: -0,015

TESTE DICKY-FULLER AUMENTADO EM PRIMEIRA DIFERENÇA PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA PARANÁ

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $d_PreAoFasicoSojacentspor$
 incluindo 1 defasagem de $(1-L)d_PreAoFasicoSojacentspor$
 (o máximo foi 5, critério AIC)
 tamanho da amostra: 1213
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,934746
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -23,0224$
 p-valor assintótico 2,403e-051
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -0,939654
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -23,0986$
 p-valor assintótico 1,473e-085
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,000

TESTE DICKY-FULLER AUMENTADO EM PRIMEIRA DIFERANÇA PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para d_Last
 incluindo 4 defasagens de $(1-L)d_Last$
 (o máximo foi 5, critério AIC)
 tamanho da amostra: 1210
 hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

teste com constante

modelo: $(1-L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,16938
 estatística de teste: $\tau_c(1) = -17,3026$
 p-valor assintótico 1,566e-041
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
 diferenças defasadas: $F(4, 1204) = 2,013 [0,0904]$

com constante e tendência

modelo: $(1-L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$
 valor estimado de $(a - 1)$: -1,17545
 estatística de teste: $\tau_{ct}(1) = -17,3547$
 p-valor assintótico 2,65e-055
 coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001
 diferenças defasadas: $F(4, 1203) = 2,107 [0,0778]$

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA PARANÁ

teste KPSS para PreAoFAsicoSojacentspor (incluindo tendência)

T = 1216

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 2,21497

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,119	0,148	0,218
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM PRIMEIRA DIFERENÇA PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA PARANÁ

teste KPSS para d_PreAoFAsicoSojacentspor (incluindo tendência)

T = 1215

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 0,0828288

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,119	0,148	0,218
P-valor > .10			

TESTE KPSS EM NÍVEL PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA BOLSA DE CHICAGO

teste KPSS para Last (incluindo tendência)

T = 1216

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 2,64358

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,119	0,148	0,218
P-valor < .01			

TESTE KPSS EM PRIMEIRA DIFERENÇA PARA A VARIÁVEL PREÇO DA SOJA NA BOLSA DE CHICAGO

teste KPSS para d_Last (incluindo tendência)

$T = 1215$

Parâmetro de truncagem da defasagem = 5

Estatística de teste = 0,0376798

	10%	5%	1%
Valores críticos:	0,119	0,148	0,218
P-valor >	.10		

TESTE DE COINTEGRAÇÃO ENGLE-GRANGER

Passo 3: regressão de cointegração

Regressão de cointegração -

MQO, usando as observações 1960-01-04:1964-08-28 ($T = 1215$)

Variável dependente: $d_PreAoFAsicoSojacentespor$

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,593523	0,350225	-1,695	0,0904	*
d_Last	0,287937	0,0194916	14,77	1,55e-045	***
Média var. dependente	-0,784000	D.P. var. dependente		13,24602	
Soma resid. quadrados	180527,4	E.P. da regressão		12,19947	
R-quadrado	0,152474	R-quadrado ajustado		0,151775	
Log da verossimilhança	-4762,202	Critério de Akaike		9528,404	
Critério de Schwarz	9538,609	Critério Hannan-Quinn		9532,245	
$r\hat{o}$	-0,108194	Durbin-Watson		2,216079	

Passo 4: teste para uma raiz unitária em $uhat$

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para $uhat$

incluindo 5 defasagens de $(1-L)uhat$

tamanho da amostra: 1209

hipótese nula de raiz unitária: $a = 1$

modelo: $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$

valor estimado de $(a - 1)$: -0,913984

estatística de teste: $\tau_c(2) = -12,9259$

p-valor assintótico 7,608e-028

coeficiente de 1ª ordem para e : -0,002

diferenças defasadas: $F(5, 1203) = 2,212$ [0,0509]

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais e ;
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos ($uhat$) da regressão de cointegração.

TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER NO SENTIDO DO PREÇO SPOT PR

Sistema VAR, grau de defasagem 5
 Estimativas MQO, observações 1960-01-11-1964-08-28 (T = 1210)
 Log da verossimilhança = -9902,6688
 Determinante da matriz de covariâncias = 44015,337
 AIC = 16,4044
 BIC = 16,4971
 HQC = 16,4393
 Teste Portmanteau: LB(48) = 210,866, gl = 172 [0,0232]

Equação 1: d_PreAoFasicoSojacentspor

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,675468	0,375468	-1,799	0,0723	*
d_PreAoFasicoS~_1	-0,0960624	0,0316332	-3,037	0,0024	***
d_PreAoFasicoS~_2	0,0515488	0,0318304	1,619	0,1056	
d_PreAoFasicoS~_3	0,0291472	0,0318262	0,9158	0,3599	
d_PreAoFasicoS~_4	0,0691432	0,0317718	2,176	0,0297	**
d_PreAoFasicoS~_5	0,00175070	0,0308883	0,05668	0,9548	
d_Last_1	0,169213	0,0228371	7,410	2,38e-013	***
d_Last_2	0,00659599	0,0235356	0,2803	0,7793	
d_Last_3	-0,00461234	0,0235055	-0,1962	0,8445	
d_Last_4	-0,0258999	0,0234453	-1,105	0,2695	
d_Last_5	-0,000474182	0,0232614	-0,02038	0,9837	
Média var. dependente	-0,819479	D.P. var. dependente	13,24303		
Soma resid. quadrados	201145,5	E.P. da regressão	12,95226		
R-quadrado	0,051343	R-quadrado ajustado	0,043431		
F(10, 1199)	6,489211	P-valor(F)	8,17e-10		
ró	-0,000772	Durbin-Watson	2,001296		

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_PreAoFasicoSoj~	F(5, 1199) =	3,5998 [0,0031]
Todas as defasagens de d_Last	F(5, 1199) =	11,351 [0,0000]
Todas as variáveis, defasagem 5	F(2, 1199) =	0,0016096 [0,9984]

TESTE DE CAUSALIDADE GRANGER NO SENTIDO DO PREÇO EM CHICAGO

Equação 2: d_Last

	coeficiente	erro padrão	razão-t	p-valor	
const	-0,775190	0,519930	-1,491	0,1362	
d_PreAoFAsicoS~_1	0,0897814	0,0438041	2,050	0,0406	**
d_PreAoFAsicoS~_2	0,0480914	0,0440772	1,091	0,2755	
d_PreAoFAsicoS~_3	-0,0424878	0,0440714	-0,9641	0,3352	
d_PreAoFAsicoS~_4	0,00719434	0,0439961	0,1635	0,8701	
d_PreAoFAsicoS~_5	-0,0374948	0,0427726	-0,8766	0,3809	
d_Last_1	-0,0495055	0,0316237	-1,565	0,1177	
d_Last_2	-0,0666666	0,0325909	-2,046	0,0410	**
d_Last_3	-0,00141376	0,0325493	-0,04343	0,9654	
d_Last_4	-0,0563489	0,0324659	-1,736	0,0829	*
d_Last_5	-0,0340508	0,0322112	-1,057	0,2907	
Média var. dependente	-0,686570	D.P. var. dependente		17,97430	
Soma resid. quadrados	385703,7	E.P. da regressão		17,93566	
R-quadrado	0,012531	R-quadrado ajustado		0,004296	
F(10, 1199)	1,521594	P-valor(F)		0,125967	
rô	-0,000065	Durbin-Watson		2,000022	

Testes-F com zero restrições:

Todas as defasagens de d_PreAoFAsicoSoj~	F(5, 1199) =	1,3409 [0,2444]
Todas as defasagens de d_Last	F(5, 1199) =	1,9060 [0,0906]
Todas as variáveis, defasagem 5	F(2, 1199) =	1,5686 [0,2088]

Para o sistema como um todo:

Hipótese nula: a maior defasagem é 4

Hipótese alternativa: a maior defasagem é 5

Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(4) = 3,86292 [0,4249]

Comparação dos critérios de informação:

Ordem de defasagem 5: AIC = 16,4044, BIC = 16,4971, HQC = 16,4393

Ordem de defasagem 4: AIC = 16,4010, BIC = 16,4768, HQC = 16,4296